

健康焦虑的移动网络化解释偏向矫正：一项随机对照试验*

杜夏雨 赖丽足 史从戎 郭子涵 韩菁 张涛 任志洪

(青少年网络心理与行为教育部重点实验室, 人的发展与心理健康湖北省重点实验室, 华中师范大学心理学院, 武汉 430079)

摘要 本研究旨在考察移动网络化解释偏向矫正(internet-based Cognitive Bias Modification - Interpretation, iCBM-I)对健康焦虑的干预效果、影响因素及灾难化解释在干预起效中的机制作用。采用随机对照试验, 将符合健康焦虑标准的被试($N=228$)随机分配到 iCBM-I 干预组(100%积极反馈, $N=76$)、注意控制组(50%积极 50%消极反馈, $N=76$)以及等待组($N=76$)。干预组和注意控制组进行为期 12 天的在线任务训练, 等待组不做训练。在干预前、干预后及干预后一个月对被试的健康焦虑、灾难化解释、一般焦虑和抑郁进行测量。结果发现: 与等待组相比, iCBM-I 干预对健康焦虑个体的灾难化解释、一般焦虑和抑郁症状存在显著的即时效果和一个月后的追踪效果; 基于潜在增长曲线模型的纵向中介检验显示, 相对于注意控制组, iCBM-I 干预通过降低个体的灾难化解释进而改善健康焦虑。本研究为健康焦虑的网络化干预提供了新视角, 未来研究可以考虑联合“自上而下”和“自下而上”的干预方法, 以提高健康焦虑的干预效果。

关键词 健康焦虑, 解释偏向矫正, 随机对照试验, 潜在增长曲线模型, 纵向中介

分类号

1 引言

自新冠肺炎疫情大流行以来, 全球大众的心理健康水平有所下降, 其中, 健康焦虑问题尤为突出(Tyrer, 2020)。健康焦虑(Health Anxiety, HA)是指个体对自身健康状况的不恰当或过度关注而引起的恐惧和担心(Aue & Okon-Singer, 2020; Axelsson et al., 2020)。世界卫生组织于 2020 年 1 月 30 日将新冠肺炎疫情列为国际关注的突发公共卫生事件(Mahase, 2020)。先前对非典、埃博拉等流行病的研究表明, 大众焦虑、健康担忧和安全行为在此类突发公共卫生事件中普遍存在(Jalloh et al., 2018; Main et al., 2011)。超过 50%的受访者报告在过去病毒引起的流行病期间感到担忧或焦虑(Jalloh et al., 2018; Bults et al., 2011)。近期, 国内外研究者开始广泛关注在新冠肺炎疫情影响下不同群体的健康焦虑现状(Agarwal et al., 2023; Akbari et al., 2021; Luo et al., 2021)。我国普通人群的健康焦虑流行率在疫情爆发之前约为 5%(袁勇贵, 张钰群, 2013), 在疫情爆发之

收稿日期: 2023-07-05

* 国家社会科学基金重大项目资助(编号: 22&ZD187)。

通讯作者: 任志洪, E-mail: ren@ccnu.edu.cn

后骤升至 47.3%(Luo et al., 2021)。

健康焦虑个体的主要特征是基于对一个或多个身体体征或症状的误解,而导致持续的焦虑,担心自己患有严重的身体疾病(Hedman-Lagerlöf et al., 2019)。即使通过了专业的医疗检查和保障,通常也无法消除患者的健康焦虑症状,对个体和社会造成严重的消极影响。一方面,患者在试图寻求帮助时,反复重现精神层面遭受的痛苦,可能导致症状加重(Hedman-Lagerlöf et al., 2019);另一方面,患者反复就医,个人经济负担加重的同时,也造成公共卫生资源的浪费(Tyrer et al., 2014)。

新冠肺炎疫情加剧了健康焦虑,且将影响较长一段时间(Bredemeier et al., 2023)。由于公共卫生资源相对紧缺,发展针对健康焦虑的有效且高效率的网络化干预具有重要价值。本研究旨在基于认知偏向矫正,开发缓解健康焦虑相关症状的干预技术,并通过随机对照试验(Randomized Controlled Trial, RCT)考察其有效性及起效的心理机制,以缓解公共卫生服务负担。

1.1 健康焦虑的概念及模型

健康焦虑是一个连续的疾病谱,从正常的健康关注到严重健康焦虑是一个症状逐渐加重的过程。疑病症被认为是健康焦虑的一种极端形式,健康焦虑只是在严重程度轻于疑病症,两者并没有本质区别(Williams, 2004)。近年来的研究者通常倾向于使用“健康焦虑”这个低污名化的术语。Hedman-Lagerlöf 等人(2019)认为当出现以下症状时可考虑评估为健康焦虑:(1)对健康的担忧在得到保证后很快又反复出现;(2)频繁就医;(3)花费大量时间在线搜索健康相关信息,进一步导致焦虑和痛苦的增加,因为这可能会增加正常身体感觉被误解为严重躯体疾病的迹象的风险;(4)健康担忧造成了严重的功能损害,例如出现呕吐等躯体不适感,以及回避社交等社会功能下降的行为。

健康焦虑的实证研究主要基于两个理论模型。其一是, Taylor 和 Asmundson (2004)提出的健康焦虑综合模型(Comprehensive model of health anxiety),该模型认为,健康焦虑的个体倾向于误解身体感觉,使得身体感觉的频率或强度升高,会增加误解自己的健康处于危险中的可能性。使用适应不良的应对策略和反复接触与疾病相关的信息,可能会通过强化功能失调的疾病相关信念而使健康焦虑长期存在。其二是,认知内容特异性假说(Cognitive content-specificity hypothesis)也常被应用于健康焦虑的实证研究(Chan et al., 2020),该假说是贝克认知理论(Beck's cognitive theory)的产物,认为情绪状态可以根据独特的认知内容进行区分,不同的情绪状态的个体更容易有不同类型的思维内容(Clark et al., 1989)。根据解释偏向的内容特异性,健康焦虑水平高的个体可能会对即时身体伤害和长期疾病情境做出更多消极、更少积极的解释(Chan et al., 2020)。显而易见,两个健康焦虑的理论模型,不管是从个体歪曲认知内容或功能失调信念视角,都是认为健康焦虑个体存在认知歪曲。那么,如何对歪曲认知进行矫正?目前至少有两种取向(任志洪, 赖丽足 等, 2016),其一是“自上而下”的心理治疗,特别是认知行为治疗(任志洪, 李献云 等, 2016);其二是“自下而上”的认知偏向矫正(刘冰茜, 李雪冰, 2018; MacLeod & Mathews, 2012)。

1.2 健康焦虑的“自上而下”干预：心理治疗

对于健康焦虑的治疗，目前已有许多心理干预方法被证明能够减轻健康焦虑症状。一般来说，健康焦虑患者对于药物治疗的接受度远远低于心理治疗(Walker et al., 1999)。而对健康焦虑的心理治疗已有诸多方法，其中，认知行为疗法(Cognitive Behavior Therapy, CBT)是最常被采用及被检验的治疗方法(Olatunji et al., 2014)。

早期，一代行为疗法侧重关注行为改变。有 RCT 研究表明，简单的暴露即可有效减轻健康焦虑(Visser & Bouman, 2001; Weck, Neng, Schwind et al., 2015)。二代认知行为疗法是目前健康焦虑最主要的干预方法。一项 RCT 元分析研究表明 CBT 是一种长期有效的治疗健康焦虑的方法(Olatunji et al., 2014)。将 CBT 应用于健康焦虑的团体治疗(Weck, Gropalis et al., 2015)和网络化干预(Morriss et al., 2019)的疗效也得到了证据支持。近年来，以接纳承诺疗法(Acceptance and Commitment Therapy, ACT)为首的第三代行为疗法(任志洪 等, 2019)，包括团体 ACT 治疗(Eilenberg et al., 2017)、基于网页程序的 ACT 干预(Hoffmann et al., 2021)以及正念认知疗法(Mindfulness based cognitive therapy, MBCT; McManus et al., 2012)均对健康焦虑有显著的疗效。除此之外，行为压力管理(Hedman et al., 2014)、想象疗法(Tolgou et al., 2018)、短期心理动力学疗法(Sørensen et al., 2011)也被用于尝试治疗健康焦虑。

传统的心理治疗等“自上而下”疗法能够起效在很大程度上依赖于咨询师的专业技能(Longmore & Worrell, 2007)，且对患者的认知能力有一定的要求，患者需要刻意学习该疗法的相关知识，才能“自上而下”产生领悟，改变自己的认知，进而缓解症状。近十年来，认知偏向矫正(Cognitive Bias Modification, CBM)技术迅速发展，其中，解释偏向矫正(Cognitive Bias Modification-Interpretation, CBM-I)是迄今为止绝大多数 CBM 研究工作的重点之一，它尝试以“自下而上”的范式来改变认知。

1.3 健康焦虑的“自下而上”干预：解释偏向矫正

CBM-I 的原理是，给被试呈现模糊情境之后，通过反馈训练引导个体做出积极解释，以降低被试的消极解释偏向并缓解焦虑情绪。例如，面对“你感觉到头很痛”的情境，给被试呈现两种解释，即“你认为这是在电脑前长时间工作导致的”(积极解释)和“你认为这是脑炎的前兆”(消极解释)。”如果被试选择了积极解释，会收到正向反馈，即“你的选择很棒，继续努力”；如果被试选择了消极解释，会收到负向反馈，即“你的选择对你不利，继续改进”。CBM-I 通过这种简单的重复性训练即可缓解症状(刘冰茜, 李雪冰, 2018; MacLeod & Mathews, 2012)。

近年来研究者开始将 CBM-I 应用于各类心理及精神疾病的治疗中，尤其是焦虑障碍。CBM-I 对于强迫症(Falkenstein et al., 2022)、创伤后应激障碍(Woud et al. 2022)、敌意和攻击行为(Ren et al., 2021; van Teffelen et al., 2021)等心理问题干预效果显著。在焦虑障碍上，先前很多研究证明了 CBM-I 对于解释偏向和焦虑症状的改善具有很好的即时效果(Hirsch et al., 2021; MacLeod & Mathews, 2012; Rozenman et al., 2020)和延时效果(Rozenman et al., 2020)。最近发表在《柳叶刀》上的一项 CBM 对焦虑和抑郁障碍的干预效果的网状元分

析研究(Fodor et al., 2020), 发现 CBM-I 训练组在焦虑症状的改善方面显著优于等待组($SMD=-0.55$, 95%CI[-0.91, -0.19])和注意控制组($SMD=-0.30$, 95%CI[-0.50, -0.10])。

既然 CBM-I 用于干预焦虑障碍具有中等效果量, 那么, CBM-I 能否用于干预健康焦虑? Antognelli 等人(2020)首次在实验室情境将计算机化的 CBM-I 应用于健康焦虑的治疗, 这项 RCT 研究将 89 名参与者随机分配到 CBM-I 干预组(100%积极反馈)和注意控制组(50%积极 50%消极反馈), 进行了为期一周的干预(共两次训练, 每次 30 分钟)。结果表明, 治疗后两组患者的健康焦虑症状显著减少, 但干预组健康焦虑发生临床可靠变化的被试人数是对照组的两倍, 且只有干预组被试对身体症状的良性归因数量有所增加, 因此 CBM-I 干预组中健康焦虑的减少可能是由于被试以良性方式思考模糊情境的倾向增加了。值得一提的是, 在类似新冠肺炎这种高传染性的重大公共卫生事件下, 上述这种现场干预有较多阻碍。有研究者提出, 鉴于 CBM-I 不太依赖于被试的快速反应或注意力集中, 操作过程也无需治疗师的指导, 故很适合迁移到互联网, 使治疗过程不局限于医院或者实验室, 使受益人群拓展到更多不方便或者不愿意就医的患者中(Ji et al., 2021), 且可极大降低求助者的污名化(Dreier et al., 2019)。因此, 开发基于移动网络化解释偏向矫正(internet-based Cognitive Bias Modification-Interpretation, iCBM-I)干预健康焦虑的技术, 并检验其有效性, 是本研究拟考察的核心问题之一。

此外, 除了考察 iCBM-I 干预健康焦虑的有效性, 本研究拟进一步探索其作用的机制。检查治疗效果的中介变量与潜在影响因素可以帮助确定症状变化的机制(Zhang et al., 2021), 从而提升干预效果。根据 Salkovskis 和 Warwick (1986)的认知模型, 个体的焦虑和恐惧情绪是由对个人有重大影响的负面信息或灾难化解释的经历引起的, 据此, 个体的健康焦虑情绪是由对良性身体体征或症状的灾难化解释引起的。CBM-I 正是一种专门针对解释偏向而开发的干预手段(MacLeod & Mathews, 2012), 即通过降低个体的灾难化解释水平进而缓解焦虑症状。灾难化解释被视为一种不合理信念, 它指的是个体倾向于扩大感知到的威胁并且高估潜在后果的严重性(Bailey & Wells, 2015)。相关研究者证明了灾难化解释在 CBM-I 降低焦虑敏感性(Capron et al., 2017)、社交焦虑(Mobini et al., 2014)和抑郁(Nieto & Vazquez, 2021)等负面情绪中的中介作用。鉴于健康焦虑者的解释偏向特征是对健康相关刺激的灾难化解释(Du et al., 2023), 那么, iCBM-I 是否能够通过降低个体对健康相关刺激的灾难化解释来降低健康焦虑症状? 同时, 人口学变量和症状变量基线水平是干预研究中常被考察的调节变量(Ren et al., 2021)。那么, 这些变量是否会影响 iCBM-I 干预健康焦虑的效果呢?

1.4 本研究的目的和意义

尽管先前研究者针对 CBM-I 进行了一系列探索, 但其在健康焦虑领域的应用还处于初步阶段, CBM-I 对于健康焦虑的干预效果证据尚且不足, 干预起效的心理机制尚不明确, 且可传播性受到限制。综上, 本研究的目的在于: (1) 开发一款基于 iCBM-I 干预健康焦虑的技术, 检验其干预效果及其影响因素; (2) 考察

灾难化解释对于 iCBM-I 干预与健康焦虑症状改善之间的纵向中介作用。该研究在理论上有助于理解 iCBM-I 干预健康焦虑的起效机制，为健康焦虑的早期识别和干预提供新视角；在实践上将有助于缓解健康焦虑症状，特别是为回避求医者、生活在偏远地区者和行动受限的肢体残疾者等群体提供易得性更高的心理干预方法，同时减轻医疗负担和人力成本。

2 方法

2.1 研究设计

本研究为三臂随机对照试验，采用 3（组别：100%积极反馈 iCBM-I 干预组，50%积极 50%消极反馈注意控制组，等待组）×3（时间：干预前，干预后，干预后一个月）混合设计。组别为组间变量，时间为组内变量。研究方案获得了华中师范大学生命科学伦理审查委员会的批准（伦理审查编号：CCNU-IRB-202210020），并在开放科学框架(Open Science Frame, OSF)网站进行了预注册(DOI: 10.17605/OSF.IO/8QANC)，本研究根据 CONSORT 声明(Consolidated Standards of Reporting Trials)进行报告(Schulz et al., 2010; 详见附录 1)。

2.2 研究对象

采用 G*Power 3.1.9.7 事先计算样本量。以健康焦虑为主要因变量，参考以往同类型研究的中等效应量 $d = 0.50$ (Antognelli et al., 2020; Kerstner et al., 2015)，需要 159 名被试能达到显著性水平 $\alpha = 0.01$ 和 $(1-\beta) = 0.80$ 的统计检验力(Yang et al., 2017)。根据同类型研究中 25%的脱落率(Hirsch et al., 2021)，本研究至少需要招募 213 名被试，每组 71 名。

被试的纳入标准包括：（1）年龄在 18–65 岁之间；（2）汉语流利和识字，使用智能手机；（3）有健康焦虑症状，即当前简式健康焦虑量表(Short Health Anxiety Inventory, SHAI)得分 ≥ 15 。排除标准包括：（1）自杀或自残风险，即当前 PHQ-9 中自杀意念得分 > 1 ，或过去 12 个月有自杀企图，或当前有自我伤害风险 (Antognelli et al., 2020)；（2）有精神分裂症、分裂情感障碍、双相情感障碍和药物成瘾的临床诊断(Weck, Neng, Richtberg, et al., 2015)；（3）正在接受心理咨询；（4）正在参与其他干预研究或临床试验；（5）本人不愿意参加。

2.3 测量工具

简式健康焦虑量表(SHAI) 本研究采用 Salkovskis 等人(2002)编制，Zhang 等人(2015)修订的中文版 SHAI 来测量个体的健康焦虑水平，每个题目采用 4 点计分，0 分代表“从不”，3 分代表“总是”。该量表共 18 道题目，包括两个维度：（1）患病可能性，共 14 道题；（2）消极结果，共 4 道题。例如“我担心自己的健康”。本研究将该量表的总得分代表个体的健康焦虑水平，总分为 0~54 分，分数越高表示健康焦虑症状越严重，临界值为 15 分(Kerstner et al., 2015)。研究表明，该量表的中文版具有良好的信效度(Zhang et al.,

2015)。本研究中，该量表的内部一致性信度 Cronbach' $\alpha = 0.887$ 。

躯体与健康认知量表(Cognitions About Body and Health Questionnaire, CABAQ) 本研究采用由 Rief 等人(1998)编制，Liao 和 Huang (2021)修订的中文版 CABAQ 来测量与健康焦虑症状有关的特定认知。CABAQ 每道题目采用 4 点计分方式，1 分代表“完全不同意”，4 分代表“完全同意”。中文修订版的问卷共包括六个分量表：①身体虚弱；②健康习惯；③特定身体疾病的灾难化解释；④躯体感觉放大；⑤一般身体疾病的灾难化解释；⑥反向。参考同类研究(Bailey & Wells, 2016; Elhamiasl et al., 2020; Houran et al., 2002)，我们选取“特定身体疾病的灾难化解释”和“一般身体疾病的灾难化解释”两个分量表来评估个体的灾难化解释水平。例如“皮肤上的红斑是皮肤癌的危险迹象”。研究表明，该量表的中文版具有较好的信效度(Liao & Huang, 2021)。本研究中，该量表的内部一致性信度 Cronbach' $\alpha = 0.827$ 。

患者健康问卷(Patient Health Questionnaire-9, PHQ-9) 本研究采用 PHQ-9 来测量个体的抑郁症状(Kroenke & Spitzer, 2002)。PHQ-9 由 9 个题目组成，例如“做事时提不起劲或没有兴趣”。每个题目采用 4 点计分，1 分代表“不符合”，4 分代表“总是符合”。总分 4~36 分，分数越高表示抑郁症状越严重。研究表明，该量表的中文版具有较好的信效度(Du et al., 2017)。本研究中，该量表的内部一致性信度 Cronbach' $\alpha = 0.864$ 。

广泛性焦虑障碍量表(Generalized Anxiety Disorder-7, GAD-7) 本研究采用 GAD-7 来测量个体的焦虑症状(Spitzer et al., 2006)。GAD-7 由 7 个题目组成，例如“感觉紧张、焦虑或急切”。每个题目采用 4 点计分，1 分代表“不符合”，4 分代表“总是符合”。总分 4~28 分，分数越高表示焦虑症状越严重。研究表明，该量表的中文版具有较好的信效度(Gong et al., 2021)。本研究中，该量表的内部一致性信度 Cronbach' $\alpha = 0.893$ 。

2.4 干预材料与程序

本研究的 iCBM-I 程序参考 Mathews 和 Mackintosh (2000)开发的模糊情境范式，健康焦虑干预情境以群际威胁理论为基础，根据前人相关研究进行改编和拓展。Lau 等人(2020)的研究中，设置了直接身体伤害、长期疾病、社会拒绝与表现失败四种威胁情境。群际威胁理论(Rios et al., 2018)认为，个人威胁包括躯体伤害与痛苦、自尊受损（包括社会拒绝与表现失败等）及经济损失等。结合此理论与健康焦虑个体的特点，本研究设置了躯体症状、长期疾病和直接身体伤害三种健康相关的威胁情境和社会拒绝、表现失败和经济损失三种非健康相关的威胁情境。共包括 60 个场景，分为 30 个健康相关的威胁场景和 30 个一般的威胁场景，所有场景由临床与咨询心理学领域有丰富的实践经验的一位教授和两位博士对其相关性进行评估和讨论修改。

干预组：本研究的干预组采用 100%积极反馈 iCBM-I 组。参与者共进行四次训练，每次训练中包括 15 个健康相关的威胁场景和 15 个一般的威胁场景，呈现的顺序是随机的。后两次训练中的威胁场景重复前两

次的威胁场景。在每个模块开头添加说明，鼓励参与者生动的想象每个场景。在每一个训练场景的试次中，首先在屏幕中央呈现一个与健康威胁相关或一般威胁相关的模糊场景，然后有至少 3 秒钟的想象时间，参与者理解并想象完成后，点击屏幕中的“我已理解”键继续。在前两次的训练中，此时屏幕上呈现积极和消极两种解释，要求参与者选择与自身想法最接近的一个解释，最后根据参与者的选择呈现相应的反馈语。如果参与者选择了积极解释的选项，那么给予的反馈是“很棒，你选择了一个积极的解释，这对你有好处。继续保持”。如果参与者选择了消极解释的选项，那么给予的反馈是“很遗憾，你选择了一个消极的解释，这对你不利。继续努力”。通过对参与者做出的选择进行反馈，强化训练效果。在后两次的训练中，此时要求被试自行想象可能的积极结果，并尽可能写下来。该组全程通过我们自主研发的“HA 自助干预”微信小程序的入口一进行。

控制组：为了检验在 iCBM-I 技术中起主要作用的反馈环节对于健康焦虑和灾难化解释的干预作用，我们使用了 50%积极 50%消极反馈 iCBM-I 组作为注意控制组，该训练不完全是惰性的，它是 CBM-I 研究中使用的典型控制组，因为它控制了训练时长、场景内容等很多无关变量(Menne-Lothmann et al., 2014)。参与者被要求以消极的方式解决 50%的模糊情景，而以积极的方式解决另外 50%的模糊情景。具体来说，注意控制组与干预组不同的地方就在于，在前两次训练中，50%的模糊场景中，对于其积极解释给出的反馈是消极的，而对于其消极解释给出的反馈是积极的；在后两次训练中，要求被试自行想象所有可能（包括积极和消极）的结果，并尽可能写下来。该组全程通过“HA 自助干预”微信小程序的入口二进行。

等待组：为了检验“HA 自助干预”小程序整体对于健康焦虑和灾难化解释的干预作用，我们还使用了等待组。干预期间，该组参与者不接受任何形式的训练和测量。因伦理考虑，在我们的实验结束后为其提供 100%积极反馈 iCBM-I 干预。

2.5 研究过程

首先，我们通过在 QQ、微信等社交软件发布广告招募参与者，在 2022 年 11 月 7 日对参与研究的志愿者进行基线测量和筛查（即 T0），包括人口统计问卷、SHAI、CABAH、PHQ-9 和 GAD-7，对符合本研究条件的参与者进行 5 分钟电话访谈。访谈的主要目的在于，确认参与者的报名信息，确认是否存在精神病性诊断或者是否正在进行心理咨询或治疗，评估自杀和自伤风险。经过电话访谈，研究者将加符合纳入标准并自愿参与研究的参与者的微信，将知情同意书在微信上发送给参与者。将签署了知情同意书的参与者 1:1:1 分配到干预组、控制组或等待组。本研究为单盲试验，被试分配采用区组随机化的方式，使用随机序列生成网址(<https://www.random.org/lists/>)生成随机号，区组大小固定为 6，由第一作者依据随机序列，按被试报名顺序进行组别分配。

研究者于 2022 年 11 月 16 日通过微信将“HA 自助干预”微信小程序和唯一用户编号发给干预组和控制组的参与者，参与者填写各自的用户编号即可登录小程序。用户编号由研究者提前设定，干预组的参与者

编号为奇数（如 001001），登录后自动进入小程序的入口一，控制组的参与者编号为偶数（如 002002），登录后自动进入小程序的入口二。成功登录后，参与者将开始 12 天的 iCBM-I 干预，每隔 3 天一次，每次约 15 分钟。每次训练结束后（共四次，时间依次记为 T1、T2、T3、T4）均进行 SHAI、CABAH、PHQ-9 和 GAD-7 测量，所有测量均在小程序中进行。等待组只有在干预试验结束后进行 SHAI、CABAH、PHQ-9 和 GAD-7 测量，通过微信发放问卷星链接进行。干预试验结束后的一个月（12 月 26 日：T5），通过微信给三个组的所有参与者发放问卷星链接进行 SHAI、CABAH、PHQ-9 和 GAD-7 的追踪测量。被试筛选及干预流程如图 1 所示。

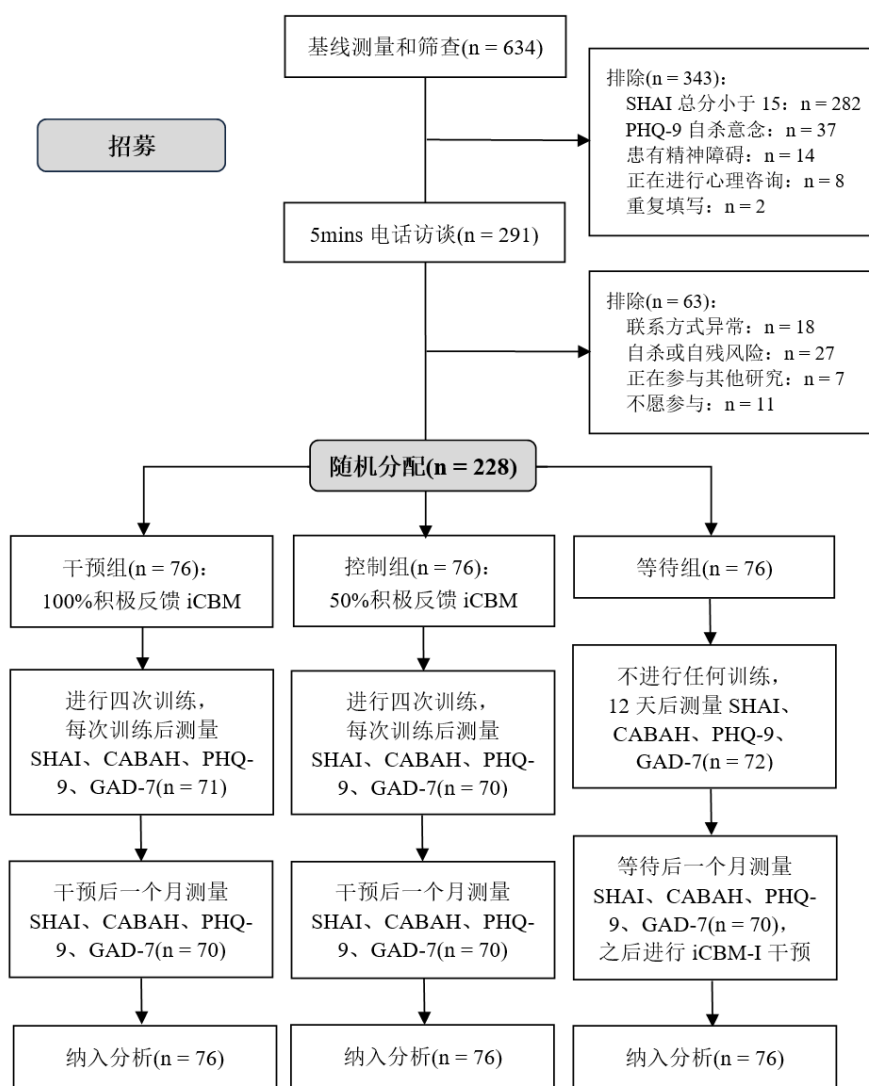


图 1 被试筛选及干预流程图

注: SHAI: 简式健康焦虑量表; CABAH: 躯体与健康认知量表; PHQ-9: 患者健康问卷; GAD-7: 广泛性焦虑障碍量表。

2.6 数据处理

本研究使用 SPSS 25.0 和 Mplus 8.3 进行数据处理与分析。在描述统计分析的基础上，对健康焦虑的 iCBM-I 干预进行效果和机制检验。

2.6.1 效果检验

基于干预前、干预后和干预后一个月 3 个时间点的数据,对 iCBM-I 的即时干预效果和一个月后的追踪效果进行分析。基于意向治疗原则,使用多重插补法填充缺失数据,将人口学变量作为预测变量,对结果变量进行插补,插补的迭代次数为 50 次。填补缺失值之后,采用广义线性混合模型(Generalized Linear Mixed Models, GLMM)分别评估 iCBM-I 对健康焦虑、灾难化解释、焦虑和抑郁的干预效果。

2.6.2 机制检验

采用两因素方差分析和层次回归分析考察人口学变量和症状变量基线水平对健康焦虑即时干预效果的影响。为防止多重共线性,首先对调节变量进行中心化处理,并对干预组别进行虚拟编码,设置干预组为参照组(D1: 控制组=1, 干预组/等待组=0; D2: 等待组=1, 干预组/控制组=0)。方差膨胀因子>10 或容忍度<0.1 表明存在多重共线性(Midi & Bagheri, 2010)。以健康焦虑改变量的残差值作为因变量,来控制基线水平的干扰(Kisbu-Sakarya et al., 2013)。为了避免人口学变量的某些类别数目过少造成的统计偏差,我们对以下几个变量进行了合并编码:将“常住地”中的“城市”和“郊区”合并为“城郊”,将“工作状况”中的“兼职工作”和“无稳定工作”合并为“无稳定工作”,将“自评收入状况”中的“基本不满足”和“完全不满足”合并为“不满足”。

采用潜在增长曲线模型(Latent Growth Curve Model, LGCM),检验灾难化解释在 iCBM-I 干预与健康焦虑改善之间的纵向中介作用。以干预组和控制组的 5 个时间点(即基线和四个单元后的后测)收集的重复测量数据作为观察指标,采用全息极大似然估计法(Full Information Maximum Likelihood, FIML),估计健康焦虑和灾难化解释的潜在截距(即初始状态)和潜在斜率(即改变速率)。首先,采用单变量 LGCM 分别估计健康焦虑和灾难化解释总分在 5 个时间点的变化轨迹。健康焦虑和灾难化解释在每个时间点的截距因子载荷设置为 1,斜率因子载荷根据变化轨迹检验的结果设置。若轨迹符合线性模型,则斜率载荷设置为 0、1、2、3、4,若轨迹符合二次模型,则斜率载荷设置为 0、1、4、9、16(Brown, 2007)。其次,平行发展模式的 LGCM 检验干预组别、灾难化解释变化速率和健康焦虑变化速率三者之间的相关性。最后,在平行发展模式的 LGCM 基础上构建组别、灾难化解释斜率和健康焦虑斜率的中介模型。将干预组别进行虚拟编码,干预组编码为 1,控制组编码为 0。在模型成立的基础上使用 Bootstrap 法对中介效应的显著性进行检验。如果间接效应的 95%置信区间不包含 0,则表明存在中介效应。卡方自由度比(χ^2/df)、CFI 和 SRMR 等指标用于评价 LGCM 的拟合程度。 $\chi^2/df < 3$ 表示模型拟合良好(Hu & Bentler, 1998)。当样本量较小($N \leq 250$)时,SRMR < 0.08 且 CFI > 0.90 表示模型可接受(Hu & Bentler, 1999)。AIC 和 BIC 用于模型比较和最优选择,值越小表明模型与观测数据的拟合越好(Burnham & Anderson, 2004)。

3 结果

3.1 被试基本特征

共有 228 人符合条件并同意参与本研究，干预组、控制组和等待组各 76 人。其中，210 人参与了全程研究，干预组、控制组和等待组各 70 人；脱落率为 7.9 %。无被试报告不良反应情况。

样本特征详见附录 2。采用 χ^2 检验分析三组的性别、常住地、受教育程度、婚姻状况、工作状况和收入状况的差异是否显著。结果表明，受教育程度在三组之间差异显著， $\chi^2(6)=15.09, p=.020$ ；其他变量在三组之间的差异不显著 ($ps > .05$)。检验三组的年龄、SHAI、CABAH、PHQ-9 和 GAD-7 的基线水平差异是否显著，因 CABAH 数据符合正态分布 (Shapiro-Wilk 检验 $p=.272$) 且方差齐性 ($F=0.13, p=.882$)，故采用单因素方差分析检验；因年龄、SHAI、PHQ-9 和 GAD-7 数据不符合正态分布 (Shapiro-Wilk 检验 $ps < .01$)，故采用 Kruskal-Wallis H 检验。结果表明，CABAH 在三组之间差异显著， $F(2, 225)=9.70, p<.001$ ；其他变量在三组之间的差异不显著 ($ps > .05$)。

3.2 干预效果分析：基于意向治疗原则

对结果变量的正态检验显示，SHAI、CABAH、PHQ-9 和 GAD-7 总分的数据均不符合正态分布 (Shapiro-Wilk 检验 $ps < .02$)，因此，我们使用允许结果变量非正态的 GLMM 进行干预效果检验，结果如表 1 和图 2 所示。以 SHAI 总分为结果变量，以受教育程度和 CABAH 基线水平作为协变量，GLMM 分析结果显示，干预组别的主效应显著， $F(2, 671)=5.03, p<.01, \eta_p^2=0.01$ ；干预时间的主效应显著， $F(2, 671)=37.88, p<.001, \eta_p^2=0.10$ 。干预组别与干预时间的交互效应显著， $F(4, 671)=4.72, p<.01, \eta_p^2=0.03$ 。进一步的简单效应检验显示，干预前，三组在 SHAI 总分上差异不显著， $F(2, 671)=0.85, p=.427$ ；干预后，三组在 SHAI 总分上差异显著， $F(2, 671)=4.77, p<.01, \eta_p^2=0.01$ ；干预后一个月，三组在 SHAI 总分上差异显著， $F(2, 671)=6.57, p<.01, \eta_p^2=0.02$ 。

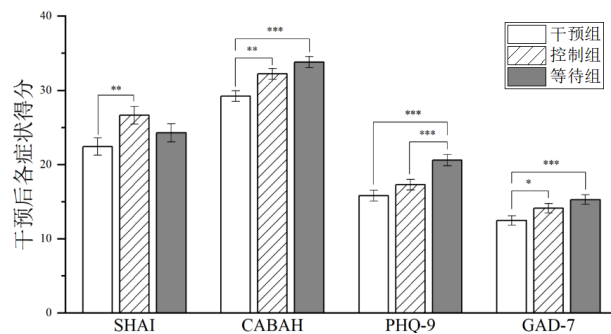


图 2 干预后组间差异图

注: * $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$; SHAI: 简式健康焦虑量表; CABAH: 躯体与健康认知量表; PHQ-9: 患者健康问卷; GAD-7: 广泛性焦虑障碍量表。

以 CABAH 总分为结果变量，以受教育程度和 CABAH 基线水平作为协变量，GLMM 分析结果显示，干预组别的主效应显著， $F(2, 671)=7.89, p<.001, \eta_p^2=0.02$ ；干预时间的主效应显著， $F(2, 671)=64.48, p<.001, \eta_p^2=0.16$ 。干预组别与干预时间的交互效应显著， $F(4, 671)=10.64, p<.001, \eta_p^2=0.06$ 。进一步

的简单效应检验显示，干预前，三组在 CABAHI 总分上差异不显著， $F(2, 671)=2.34$ ， $p=.097$ ；干预后，三组在 CABAHI 总分上差异显著， $F(2, 671)=13.84$ ， $p<.001$ ， $\eta_p^2=0.04$ ；干预后一个月，三组在 CABAHI 总分上差异显著， $F(2, 671)=11.47$ ， $p<.001$ ， $\eta_p^2=0.03$ 。

以 PHQ-9 总分为结果变量，以受教育程度和 CABAHI 基线水平作为协变量，GLMM 分析结果显示，干预组别的主效应显著， $F(2, 671)=10.86$ ， $p<.001$ ， $\eta_p^2=0.03$ ；干预时间的主效应显著， $F(2, 671)=20.90$ ， $p<.001$ ， $\eta_p^2=0.06$ 。干预组别与干预时间的交互效应显著， $F(4, 671)=7.28$ ， $p<.001$ ， $\eta_p^2=0.04$ 。进一步的简单效应检验显示，干预前，三组在 PHQ-9 总分上差异不显著， $F(2, 671)=1.06$ ， $p=.346$ ；干预后，三组在 PHQ-9 总分上差异显著， $F(2, 671)=17.24$ ， $p<.001$ ， $\eta_p^2=0.05$ ；干预后一个月，三组在 PHQ-9 总分上差异显著， $F(2, 671)=11.21$ ， $p<.001$ ， $\eta_p^2=0.03$ 。

以 GAD-7 总分为结果变量，以受教育程度和 CABAHI 基线水平作为协变量，GLMM 分析结果显示，干预组别的主效应显著， $F(2, 671)=5.11$ ， $p<.01$ ， $\eta_p^2=0.02$ ；干预时间的主效应显著， $F(2, 671)=24.15$ ， $p<.001$ ， $\eta_p^2=0.07$ 。干预组别与干预时间的交互效应显著， $F(4, 671)=3.60$ ， $p<.01$ ， $\eta_p^2=0.02$ 。进一步的简单效应检验显示，干预前，三组在 GAD-7 总分上差异不显著， $F(2, 671)=0.51$ ， $p=.601$ 。干预后，三组在 GAD-7 总分上差异显著， $F(2, 671)=7.54$ ， $p<.01$ ， $\eta_p^2=0.02$ ；干预后一个月，三组在 GAD-7 总分上差异显著， $F(2, 671)=6.10$ ， $p<.01$ ， $\eta_p^2=0.02$ 。

表1 基于意向治疗分析的差异检验和干预效果量

结果变量		干预组($n=76$)		控制组($n=76$)		等待组 ($n=76$)		组间差异	组间效应量(Cohen's d , 95%CI)		
		M	SD	M	SD	M	SD	$F_{(2,671)}$	干预组vs.等待组	控制组vs.等待组	干预组vs.控制组
SHAI	基线	27.64	8.53	28.20	9.95	29.45	8.75	0.852	-0.21(-0.53, 0.11)	-0.14(-0.46, 0.17)	-0.07(-0.38, 0.25)
	后测	22.41	9.03	26.64	9.41	24.27	8.51	4.767**	-0.21(-0.53, 0.11)	0.27(-0.05, 0.59)	-0.50(-0.82, -0.18)
	追踪	19.98	9.14	22.17	8.92	25.11	8.69	6.574**	-0.59(-0.91, -0.26)	-0.34(-0.66, -0.02)	-0.26(-0.58, 0.06)
CABAHI	基线	36.54	6.07	36.79	6.40	35.00	6.31	2.343	0.28(-0.04, 0.60)	0.33(0.01, 0.65)	-0.05(-0.36, 0.27)
	后测	29.22	6.74	32.22	6.47	33.77	5.60	13.835***	-0.83(-1.16, -0.50)	-0.28(-0.60, 0.04)	-0.56(-0.89, -0.24)
	追踪	29.87	7.30	32.48	6.20	34.05	5.97	11.471***	-0.76(-1.09, -0.44)	-0.29(-0.61, 0.03)	-0.49(-0.81, -0.17)
PHQ-9	基线	19.12	4.95	19.80	5.71	20.33	4.97	1.063	-0.23(-0.55, 0.08)	-0.10(-0.42, 0.22)	-0.14(-0.45, 0.18)
	后测	15.79	4.12	17.29	5.46	20.59	4.74	17.244***	-0.94(-1.27, -0.60)	-0.64(-0.97, -0.32)	-0.30(-0.62, 0.02)
	追踪	16.72	4.35	18.26	5.75	20.64	4.10	11.212***	-0.77(-1.10, -0.44)	-0.46(-0.79, -0.14)	-0.31(-0.63, 0.01)
GAD-7	基线	15.31	4.50	15.36	4.72	15.98	4.66	0.510	-0.15(-0.47, 0.17)	-0.14(-0.45, 0.18)	-0.01(-0.33, 0.31)

后测	12.46	3.95	14.09	4.60	15.26	3.92	7.536**	-0.62(-0.95, -0.30)	-0.26(-0.58, 0.06)	-0.38(-0.70, -0.06)
追踪	12.71	4.36	13.55	4.42	15.23	3.75	6.103**	-0.56(-0.88, -0.24)	-0.37(-0.69, -0.05)	-0.19(-0.51, 0.12)

注: * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$ 。

3.3 干预效果的影响因素分析

多重共线性检验发现,各模型容忍度均大于 0.45,方差膨胀因子均小于 2.22,因此不存在多重共线性问题。对人口学变量的分析结果显示(详见附录 3),性别、年龄、常住地、受教育程度、婚姻状况、工作状况和收入状况的调节作用不显著($ps > .05$)。对症状变量基线水平的分析结果显示,组别 D2(干预组 vs. 等待组)和灾难化解释基线水平的交互项可显著预测健康焦虑症状的变化($\beta = 0.197, t = 2.006, p = .046$)。进一步简单斜率检验发现,在干预组中,灾难化解释基线水平低的个体与基线水平高的个体在健康焦虑症状上的变化差异不显著($\text{simple slope} = -0.273, t = -1.574, p = .117$);在等待组中,灾难化解释基线水平低的个体与基线水平高的个体在健康焦虑症状上的变化差异不显著($\text{simple slope} = 0.140, t = 1.160, p = .247$),如图 3 所示。组别 D2(干预组 vs. 等待组)和健康焦虑基线水平的交互项可显著预测健康焦虑改善量($\beta = 0.311, t = 3.405, p < .01$)。进一步简单斜率检验发现,在干预组中,健康焦虑基线水平低的个体在健康焦虑症状上的变化显著高于基线水平高的个体($\text{simple slope} = -0.281, t = -2.364, p = .019$);在等待组中,健康焦虑基线水平低的个体与基线水平高的个体在健康焦虑症状上的变化差异不显著($\text{simple slope} = 0.222, t = 1.302, p = .194$),如图 4 所示。组别(D1, D2)和焦虑基线水平、抑郁基线水平的交互预测作用均不显著。

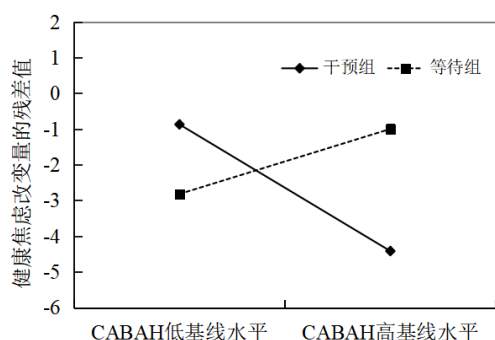


图 3 组别与 CABAH 基线水平对 ΔSHAI 的交互作用

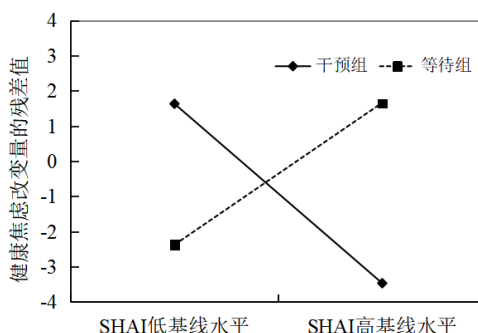


图 4 组别与 SHAI 基线水平对 ΔSHAI 的交互作用

3.4 纵向中介效应分析

对健康焦虑和灾难化解释分别进行单变量 LGCM 分析,结果显示,健康焦虑的变化轨迹更符合二次增长模型(截距= 29.02, $p < .001$; 线性斜率= -0.93, $p = .140$; 二次斜率= -0.01, $p = .960$),灾难化解释的变化轨迹更符合二次增长模型(截距= 36.33, $p < .001$; 线性斜率= -2.79, $p < .001$; 二次斜率= 0.38, $p < .001$),详见表 2 和图 5。故将其斜率载荷均设置为 0、1、4、9、16,进而使用平行发展模式的 LGCM 检验变量之间的相关性。结果显示, $\chi^2 = 112.51, df = 36, p < .001, \text{SRMR} = 0.06, \text{CFI} = 0.94, \text{AIC} = 9010.68, \text{BIC} = 9010.68$,

结果提示变量相关模型可接受。组别与灾难化解释的二次斜率因子 ($\beta = -0.23, p < .001$)、组别与健康焦虑的二次斜率因子 ($\beta = -0.29, p < .01$) 之间均存在显著的负相关关系, 灾难化解释的二次斜率因子与健康焦虑的二次斜率因子 ($\beta = 23.63, p < .001$) 之间存在显著的正相关关系。

表 2 SHAI 和 CABA 变化轨迹检验指标

模型	$\chi^2(df)$	χ^2/df	SRMR	CFI	AIC	BIC
参照	/	< 3	< 0.08	> 0.95	/	/
SHAI						
无增长模型	98.29(13)***	7.56	0.25	0.82	4886.13	4907.29
线性增长模型	49.61(10)***	4.96	0.14	0.92	4843.45	4873.69
二次增长模型	11.26(6)	1.88	0.06	0.99	4813.09	4855.43
潜在基础增长模型	33.31(7)***	4.76	0.04	0.95	4833.15	4872.46
CABA						
无增长模型	96.27(13)***	7.41	0.27	0.84	4308.65	4329.82
线性增长模型	28.63(10)**	2.86	0.11	0.96	4247.01	4277.25
二次增长模型	10.24(6)	1.71	0.05	0.99	4236.61	4278.95
潜在基础增长模型	14.70(7)*	2.10	0.03	0.99	4239.08	4278.39

注: * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$; 无增长模型指仅截距(无斜率)模型, 线性增长模型指设置斜率因子载荷为 0、1、2、3、4, 二次增长模型指设置斜率因子载荷为 0、1、4、9、16, 潜在基础增长模型指设置斜率因子载荷为 0、1、*、*、*。

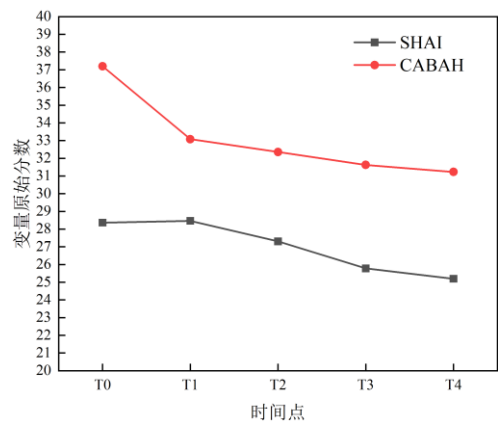


图 5 健康焦虑和灾难化解释随时间的变化轨迹

以受教育程度、灾难化解释基线水平为协变量, 干预组别为自变量, 灾难化解释的二次斜率因子为中介变量, 健康焦虑的二次斜率因子为结果变量, 构建中介模型结果显示, $\chi^2 = 110.71, df = 38, p < .001, SRMR$

= 0.05, CFI = 0.94, AIC = 8126.99, BIC = 8262.84, 结果提示中介模型可接受。灾难化解释在健康焦虑干预中的总效应显著 ($B = -1.39$, 95% CI: -2.15, -0.71), 直接效应显著 ($B = 3.88$, 95% CI: 1.19, 15.01), 间接效应显著 ($B = -5.27$, 95% CI: -16.58, -2.54), 即灾难化解释在组别与健康焦虑干预效果中起到部分纵向中介作用, 中介路径如图 6 所示。具体来说, 组别到灾难化解释二次斜率因子的回归系数为 -1.13 ($p < .001$), 说明组别对灾难化解释随时间的变化速度有显著的负向预测作用, 即干预组的灾难化解释水平随时间的下降速度大于控制组。灾难化解释二次斜率因子到健康焦虑二次斜率因子的回归系数为 4.68 ($p = .027$), 说明灾难化解释随时间的变化速度对健康焦虑随时间的变化速度有显著的正向预测作用, 即随着时间的变化, 灾难化解释水平下降地越快, 进而健康焦虑水平下降地也越快。

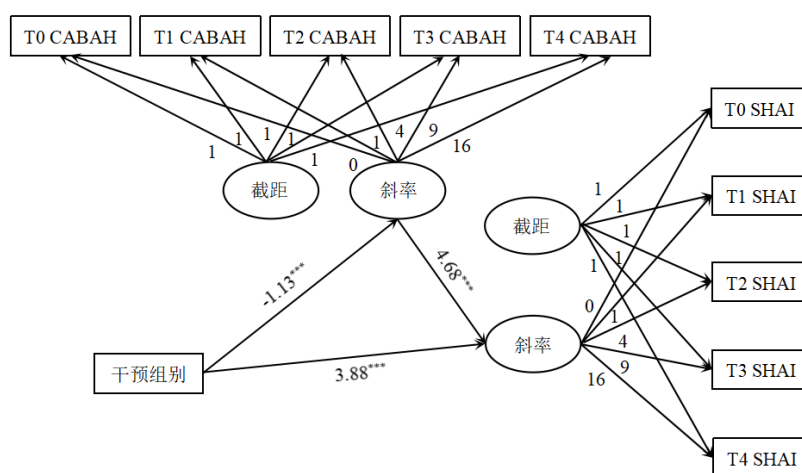


图 6 灾难化解释的纵向中介模型

4 讨论

本研究旨在考察 iCBM-I 干预健康焦虑的效果、影响因素及灾难化解释的纵向中介效应, 是首次考察 iCBM-I 干预健康焦虑的心理机制的 RCT 研究。本研究专门针对健康焦虑者开发了基于 iCBM-I 技术的“HA 自助干预”微信小程序, 测试了小程序的效果及人口学变量和症状变量对于干预效果的调节效应, 以及灾难化解释的中介效应。在构建干预的中介模型时, 先前相关研究中的中介变量和结果变量多采用干预前后的变量差值(Mobini et al., 2014; Zhang et al., 2021), 但变量间随时间的纵向发展趋势并非简单的线性关系(Helmich et al., 2020), 故我们的研究进行了多时间点测量, 首次使用 LGCM 分析健康焦虑和灾难化解释随时间变化的非线性轨迹以及灾难化解释的纵向中介作用, 使得 iCBM-I 干预健康焦虑的中介模型更为精确。

4.1 iCBM-I 干预健康焦虑的效果

本研究考察了 iCBM-I 干预健康焦虑的即时和追踪效果。结果发现, 干预后, iCBM-I 干预组的健康焦虑症状显著低于控制组, iCBM-I 干预组的灾难化解释水平显著低于控制组和等待组。干预后一个月, iCBM-I 干预组的健康焦虑症状显著低于等待组, iCBM-I 干预组的灾难化解释水平显著低于控制组和等待组。对

于干预组的健康焦虑改善效果显著高于控制组的结果，在重症焦虑患者(Rozenman et al., 2020)、社交焦虑(Zhang et al., 2021)以及强迫症(Falkenstein et al., 2022)等心理疾病的改善研究中也得到强有力的验证。对不同情绪障碍的 CBM-I 训练效果进行的元分析研究也发现，与控制组或等待组相比，以 CBM-I 为基础的干预方案的组内效应量更大，更有助于发展出个体的积极解释偏向(Menne-Lothmann et al., 2014)。CBM-I 训练可能会使健康焦虑个体接触到他们平时会刻意避免的健康相关信息，这种鼓励暴露的措施本身就可能导致个体的负面健康认知和健康焦虑的显著性降低(Antognelli et al., 2020; Weck, Neng, Richtberg et al., 2015)。同时，训练中的反馈功能不断强化个体对良性的躯体感觉变化做出积极解释，根据健康焦虑综合模型(Taylor & Asmundson, 2004)的观点，对积极解释的积极强化能够降低其威胁和灾难化解释的可能性，纠正其功能失调的疾病相关信念，进而减少个体对患上严重疾病的过度担忧。

值得注意的是，本研究结果显示，干预组与控制组的健康焦虑症状改善有显著差异，却与等待组的健康焦虑症状改善没有显著差异。我们认为可能的解释有，一是等待组的个体意识到自己正在参加关于改善健康焦虑的研究，这本身或许就对个体的相关情绪有一定的舒缓作用；二是 50%积极 50%消极反馈 iCBM-I 控制组对于不同特质的被试可能有不同的效果，消极反馈情境的影响可能会抵消一部分或者全部的积极反馈情境的影响，对于那些对负面信息极度敏感的个体来说甚至可能导致副作用；三是 iCBM-I 并非对所有个体都有效(Krebs et al., 2018)，可能存在着影响干预效果的因素。

4.2 影响 iCBM-I 干预效果的因素

本研究考察了人口学变量（性别、年龄、受教育程度、常住地、婚姻状况、工作状况和收入状况）和症状基线水平（健康焦虑、灾难化解释、焦虑和抑郁基线严重程度）对干预效果的调节作用。结果发现，健康焦虑基线水平和灾难化解释基线水平对干预组别与健康焦虑改善的关系有显著调节作用，但此调节作用仅发生在组别 D2（干预组 vs. 等待组）中，而非组别 D1（干预组 vs. 控制组）中。对于健康焦虑和灾难化解释基线严重程度越高的个体，iCBM-I 对其干预效果越好，这与已有研究结果相似(Ren et al., 2021)。对此可能的解释是症状测量分数的有限可变性。对于健康焦虑和灾难化解释基线水平越低的个体，改善空间越小，而健康焦虑水平与灾难化解释水平有很强的相关性(Jones & Sharpe, 2017)，这可能会限制 iCBM-I 对基线水平较低的个体的健康焦虑症状的干预效果。

对健康焦虑的 iCBM-I 干预效果没有显著影响的因素有个体的年龄、性别、常住地、受教育程度、婚姻状况、工作状况、收入状况、焦虑和抑郁的基线严重程度。以往未有研究探讨这些变量对 iCBM-I 干预效果的影响，未来研究者可以在其 RCT 研究的基础上增加亚组分析来考察其效果的影响因素，或者设计更多、更丰富的研究来探究这部分的内容。

4.3 灾难化解释的中介机制

本研究首次探究了灾难化解释在健康焦虑的 iCBM-I 干预中的中介效应，结果支持灾难化解释变化在干

预组别与健康焦虑改善的关系中起到纵向中介作用，与先前大部分 CBM-I 相关研究的结果一致。比如，Capron 等人(2017)与 Mobini 等人(2014)关于 CBM-I 的研究均证明了解释偏向的变化介导了干预条件和症状变化之间的关系。根据认知内容特异性假说(Chan et al., 2020)，对健康相关刺激的灾难化解释是健康焦虑的独特且核心症状，本研究针对此症状编制了个性化的 CBM-I 干预材料，通过反馈和强化来矫正健康焦虑个体的灾难化认知，进而降低健康焦虑水平。先前的研究者认为，仅给被试呈现积极或消极的情境材料本身就可以影响其情绪反应，并不是反馈和强化的作用(Salemink et al., 2010)。而本研究通过设置注意控制对照组，证明了仅给被试呈现情境材料本身并不足以改变其认知，CBM-I 的起效机制是针对个体对于情境材料的解释做出反馈和积极强化。

但也有部分研究得出了与本研究不一致的结论。对于社交焦虑的多课程 CBM-I 训练干预，Zhang 等人(2021)的研究得出解释偏向的变化不具有显著的中介效应的结论，也就是说，他们的结果不支持 CBM-I 通过减少解释偏向来改善社交焦虑的假设。在 iCBM-I 改善抑郁症状的研究中，使用模糊情境范式(Ambiguous Scenarios Test, AST)测量解释偏向时，解释偏向的变化在 iCBM-I 干预与抑郁症状变化之间的中介作用不显著(Nieto & Vazquez, 2021)。这些不显著的研究结果可能是由于样本量较小(Frazier et al., 2004)或者解释偏向测量范式效度低(Du et al., 2023)导致的。

值得一提的是，先前研究的证据尚未明确中介变量的具体变化轨迹。同时，在纵向分析中使用显变量时，中介效应分析的能力可能会因测量的不可靠性而受到损害，而潜变量的使用充分控制了测量误差的影响(Rogosa et al., 1982)。LGCM 被认为是一种稳健可靠的纵向数据分析方法，因其使用截距和斜率因子两个潜变量构建变量的高阶增长轨迹，可以更好地揭示个体随时间的变化和变化中的个体差异(Selig & Preacher, 2009)。平行发展模式的 LGCM 通过同时模拟中介变量和结果变量的增长轨迹，可测试和解释中介变量随时间呈曲线增长时的中介机制(Von Soest & Hagtvet, 2011)。本研究发现，灾难化解释和健康焦虑水平随时间的变化均呈曲线下降趋势，且 CBM-I 干预可以通过增大灾难化解释水平的下降速度进而增大健康焦虑水平的下降速度。可能的解释是，CBM-I 是一种重复性的认知矫正训练(MacLeod & Mathews, 2012)，随着训练次数变多，个体逐渐掌握并越来越熟练地使用良性认知对健康相关情境进行非灾难化的积极解释。积极解释的过程增强了个体的幸福体验，促使个体不断减少对躯体感觉变化和疾病信息的关注(Dezutter et al., 2010)，从而降低健康焦虑症状。本研究在前人使用改善量作为纵向中介的基础上，进一步明晰了变量发展速度的介导机制。

4.4 临床意义

以下以本研究结果为依据，结合已有研究发现，从临床意义角度对健康焦虑的网络化干预提出几点看法。(1) 对于那些处于偏远地区或身体残疾等不便就医、回避就医的健康焦虑患者，网络化干预是一种比传统的面对面治疗更能被其接受的方式，同时基于 iCBM-I 这种“自下而上”疗法的认知和操作的简易性优势，

会降低网络化治疗的脱落率。(2) 本研究发现健康焦虑症状基线水平和灾难化解释基线水平更高的患者, 将会在 iCBM-I 干预中更加获益。所以, 对于病理性健康焦虑患者, iCBM-I 程序或许可以作为药物治疗的辅助治疗手段, 从躯体和心理的双重视角改善患者的健康状况。(3) 在临床实践中, 除了常规的诊断标准, 临床工作者还要注意从灾难化解释的角度识别潜在的健康焦虑患者, 并针对不同患者特点设计更具个性化的治疗方案。

4.5 研究局限

本研究存在一定的局限性。(1) 本研究以问卷来测量健康焦虑的认知和态度, 主要通过测量意识加工而非无意识加工来评估症状的变化, 答案的选择可能会受到参与者需求特征和响应偏差的影响(Hirsch et al., 2016), 也没有关注到个体行为层面的改变。未来的研究最好同时使用问卷测量和临床诊断法, 从认知、态度和行为等多层面来评估健康焦虑, 同时结合生物学方法(如事件相关电位; Hirsch et al., 2016)和神经相关任务(如 fMRI; Yan et al., 2019)进行症状变化的测量, 可以使结果更加多维化和准确化。(2) 由于我们的研究更关注 iCBM-I 小程序整体对于健康焦虑的干预效果, 为减轻被试负担, 所以在 T1、T2 和 T3 时间点没有对等待组的被试进行测量。故本研究只能比较干预组和控制组之间随时间变化的相对效果趋势, 无法分析干预组随时间变化的绝对效果趋势。未来的研究设计可以更加精细化, 比如控制所有组别的测量时间和次数完全一致, 以便更明确地考察小程序单次训练课程的效果与整体训练的趋势变化。(3) 本研究采用的是亚临床样本, 小程序的干预效果是否适用于健康焦虑的临床样本仍需要更多实证研究的证据。未来研究可以在更多元化的样本群体中验证 iCBM-I 的干预效果。(4) 健康焦虑很可能与其他焦虑障碍或症状存在共病情况, 进而对研究结果产生混淆作用。未来研究要进一步明确健康焦虑的症状特征, 保证测量和诊断的准确性。(5) 在焦虑障碍领域, 灾难化解释被认为是焦虑症状出现的主要原因(Gellatly & Beck, 2016), 故本研究仅从解释偏向角度出发, 考察了灾难化解释这一变量的中介作用, 对于健康焦虑的认知理论构建和机制解释的维度较为单一。建议未来研究从注意、解释、记忆和期望偏向等多角度构建健康焦虑的认知偏向理论和机制模型。

5 结论

本研究得出以下结论:(1) 100%积极反馈 iCBM-I 干预对健康焦虑者的健康焦虑、灾难化解释、焦虑和抑郁症状存在显著的即时和延时干预效果;(2) 健康焦虑者的婚姻状况、健康焦虑症状基线水平和灾难化解释基线水平在 iCBM-I 干预与健康焦虑症状改善之间起到调节作用;(3) 灾难化解释在 iCBM-I 干预与健康焦虑症状改善之间起到纵向中介作用。具体来说, iCBM-I 训练通过降低健康焦虑者的灾难化解释水平进而降低其健康焦虑症状。

参 考 文 献

- Acevedo, B. P., Poulin, M. J., Collins, N. L., & Brown, L. L. (2020). After the honeymoon: Neural and genetic correlates of romantic love in newlywed marriages. *Frontiers in Psychology, 11*, 634.
- Agarwal, G., Varghese, S., Francis, M., Willan, J. (2023). High prevalence of persistent COVID-19-related health anxiety and social restriction in patients with haematological disorders. *British Journal of Haematology, 202*(5), 1065–1070.
- Akbari, M., Spada, M. M., Nikevi, A. V., & Zamani, E. (2021). The relationship between fear of covid-19 and health anxiety among families with covid-19 infected: the mediating role of metacognitions, intolerance of uncertainty, and emotion regulation. *Clinical Psychology & Psychotherapy, 28*(6), 1354–1366.
- Antognelli, S. L., Sharrock, M. J., & Newby, J. M. (2020). A randomised controlled trial of computerised interpretation bias modification for health anxiety. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry, 66*, 101518.
- Aue, T., & Okon-Singer, H. (2020). *Cognitive biases in health and psychiatric disorders: Neurophysiological foundations*. Academic Press.
- Axelsson, E., Andersson, E., Ljótsson, B., Björkander, D., Hedman-Lagerlöf, M., & Hedman-Lagerlöf, E. (2020). Effect of internet vs face-to-face cognitive behavior therapy for health anxiety: A randomized noninferiority clinical trial. *JAMA Psychiatry, 77*(9), 915–924.
- Bailey, R., & Wells, A. (2015). Metacognitive beliefs moderate the relationship between catastrophic misinterpretation and health anxiety. *Journal of Anxiety Disorders, 34*, 8–14.
- Bredemeier, K., Church, L., Bounoua, N., Feler, B., & Spielberg, J. M. (2023). Intolerance of uncertainty, anxiety sensitivity, and health anxiety during the COVID-19 pandemic: Exploring temporal relationships using cross-lag analysis. *Journal of Anxiety Disorders, 93*, 102660.
- Brown, T. A. (2007). Temporal course and structural relationships among dimensions of temperament and DSM-IV anxiety and mood disorder constructs. *Journal of Abnormal Psychology, 116*(2), 313–328.
- Bults, M., Beaujean, D. J., de Zwart, O., Kok, G., van Empelen, P., van Steenberghe, J. E., ... Voeten, H. A. (2011). Perceived risk, anxiety, and behavioural responses of the general public during the early phase of the Influenza A (H1N1) pandemic in the Netherlands: Results of three consecutive online surveys. *BMC Public Health, 11*, 2.
- Burnham, K. P., & Anderson, D. R. (2004). Multimodel inference: Understanding AIC and BIC in model selection. *Sociological Methods & Research, 33*(2), 261–304.
- Capron, D. W., Norr, A. M., Allan, N. P., & Schmidt, N. B. (2017). Combined “top-down” and “bottom-up” intervention for anxiety sensitivity: Pilot randomized trial testing the additive effect of interpretation bias modification. *Journal of Psychiatric Research, 85*, 75–82.
- Chan, F. H. F., Takano, K., Lau, J. Y. F., & Barry, T. J. (2020). Evaluation of the factor structure and content specificity of the interpretation bias task (IBT). *Cognitive Therapy and Research, 44*(6), 1213–1224.
- Clark, D., Beck, A., & Brown, G. (1989). Cognitive mediation in general psychiatric outpatients: A test of the content-specificity hypothesis. *Journal of Personality and Social Psychology, 56*(6), 958–964.
- Dezutter, J., Luyckx, K., Schaap-Jonker, H., Büssing, A., Corveleyn, J., & Hutsebaut, D. (2010). God image and happiness in chronic pain patients: The mediating role of disease interpretation. *Pain medicine, 11*(5), 765–773.
- Dreier, M., Ludwig, J., Hrter, M., Knesebeck, O. V. D., Baumgardt, J., & Bock, T., et al. (2019). Development and evaluation of e-mental health interventions to reduce stigmatization of suicidality: a study protocol. *BMC Psychiatry, 19*(1), 152.
- Du, N., Yu, K., Ye, Y., & Chen, S. (2017). Validity study of Patient Health Questionnaire-9 items for Internet screening in depression among Chinese university students: Internet screening in depression. *Asia-Pacific Psychiatry, 9*(3), e12266.
- Du, X., Witthöft, M., Zhang, T., Shi, C., & Ren, Z. (2023). Interpretation bias in health anxiety: A systematic review and meta-analysis. *Psychological Medicine, 53*(1), 34–45.
- Eilenberg, T., Hoffmann, D., Jensen, J. S., & Frostholm, L. (2017). Intervening variables in group-based acceptance and commitment

- therapy for severe health anxiety. *Behaviour Research and Therapy*, 92, 24–31.
- Falkenstein, M., Kelley, K., Dattolico, D., Kuckertz, J., Bezaehler, A., Krompinger, J., Webb, C., & Beard, C. (2022). Feasibility and acceptability of cognitive bias modification for interpretation as an adjunctive treatment for OCD and related disorders: A pilot randomized controlled trial. *Behavior Therapy*, 53(2), 294–309.
- Fodor, L. A., Georgescu, R., Cuijpers, P., Szamoskozi, S., David, D., Furukawa, T. A., & Cristea, I. A. (2020). Efficacy of cognitive bias modification interventions in anxiety and depressive disorders: A systematic review and network meta-analysis. *The Lancet Psychiatry*, 7(6), 506–514.
- Frazier, P. A., Tix, A. P., & Barron, K. E. (2004). Testing moderator and mediator effects in counseling psychology research. *Journal of Counseling Psychology*, 51(1), 115–134.
- Gellatly, R., & Beck, A. T. (2016). Catastrophic thinking: A transdiagnostic process across psychiatric disorders. *Cognitive Therapy and Research*, 40(4), 441–452.
- Gong, Y., Zhou, H., Zhang, Y., Zhu, X., Wang, X., Shen, B., Xian, J., & Ding, Y. (2021). Validation of the 7-item Generalized Anxiety Disorder scale (GAD-7) as a screening tool for anxiety among pregnant Chinese women. *Journal of Affective Disorders*, 282, 98–103.
- Grey, S., & Mathews, A. (2000). Effects of training on interpretation of emotional ambiguity. *The Quarterly Journal of Experimental Psychology A*, 53(4), 1143–1162.
- Hedman, E., Axelsson, E., Gorling, A., Ritzman, C., Ronnheden, M., & El Alaoui, S., et al. (2014). Internet-delivered exposure-based cognitive-behavioural therapy and behavioural stress management for severe health anxiety: randomised controlled trial. *The British Journal of Psychiatry*, 205(4), 307–314.
- Hedman-Lagerlöf, E., Tyrer, P., Hague, J., & Tyrer, H. (2019). Health anxiety. *BMJ*, 364, 1774.
- Helmich, M. A., Wichers, M., Olthof, M., Strunk, G., Aas, B., Aichhorn, W., Schiepek, G., & Snippe, E. (2020). Sudden gains in day-to-day change: Revealing nonlinear patterns of individual improvement in depression. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 88(2), 119–127.
- Hirsch, C. R., Krahé, C., Whyte, J., Krzyzanowski, H., Meeten, F., Norton, S., & Mathews, A. (2021). Internet-delivered interpretation training reduces worry and anxiety in individuals with generalized anxiety disorder: A randomized controlled experiment. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 89(7), 575–589.
- Hirsch, C. R., Meeten, F., Krahé, C., & Reeder, C. (2016). Resolving ambiguity in emotional disorders: The nature and role of interpretation biases. *Annual Review of Clinical Psychology*, 12(1), 281–305.
- Hoffmann, D., Rask, C. U., Hedman-Lagerlöf, E., Jensen, J. S., & Frostholm, L. (2021). Efficacy of internet-delivered acceptance and commitment therapy for severe health anxiety: Results from a randomized controlled trial. *Psychological Medicine*, 51(15), 2685–2695.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3(4), 424–453.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1–55.
- Jalloh, M. F., Li, W., Bunnell, R. E., Ethier, K. A., O' Leary, A., Hageman, K. M., ... Redd, J. T. (2018). Impact of Ebola experiences and risk perceptions on mental health in Sierra Leone, July 2015. *BMJ Global Health*, 3(2), e000471.
- Ji, J. L., Baee, S., Zhang, D., Calicho-Mamani, C. P., Meyer, M. J., Funk, D., Portnow, S., Barnes, L., & Teachman, B. A. (2021). Multi-session online interpretation bias training for anxiety in a community sample. *Behaviour Research and Therapy*, 142, 103864.
- Jones, E. B., & Sharpe, L. (2017). Cognitive bias modification: A review of meta-analyses. *Journal of Affective Disorders*, 223, 175–183.
- Kerstner, T., Witthöft, M., Mier, D., Diener, C., Rist, F., & Bailer, J. (2015). A diary-based modification of symptom attributions in pathological health anxiety: Effects on symptom report and cognitive biases. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 83(3), 578–589.

- Kisbu-Sakarya, Y., Mackinnon, D. P., & Aiken, L. S. (2013). A monte carlo comparison study of the power of the analysis of covariance, simple difference, and residual change scores in testing two-wave data. *Educational & Psychological Measurement*, 73(1), 47–62.
- Krebs, G., Pil, V., Grant, S., Esposti, M. D., Montgomery, P., & Lau, J. Y. F. (2018). Research review: cognitive bias modification of interpretations in youth and its effect on anxiety: a meta-analysis. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 59(8), 831–844.
- Kroenke, K., & Spitzer, R. L. (2002). The PHQ-9: A new depression diagnostic and severity measure. *Psychiatric Annals*, 32(9), 509–515.
- Lau, J. Y. F., Badaoui, M., Meehan, A. J., Heathcote, L. C., Barker, E. D., & Rimes, K. A. (2020). Assessing the content specificity of interpretation biases in community adolescents with persistent and interfering pain. *Pain*, 161(2), 319–327.
- Liao, S.-C., & Huang, W.-L. (2021). Psychometric properties of the Chinese version of the cognitions about body and health questionnaire. *Neuropsychiatric Disease and Treatment*, 17, 1135–1144.
- Longmore, R. J., & Worrell, M. (2007). Do we need to challenge thoughts in cognitive behavior therapy? *Clinical Psychology Review*, 27(2), 173–187.
- Liu, B., & Li, X. (2018). Cognitive bias modification of interpretation for social anxiety: A "bottom-up" intervention? *Advances in Psychological Science*, 26(5), 859–871. [刘冰茜, 李雪冰. (2018). 解释偏向矫正:“自下而上”地改变社交焦虑个体的解释偏向? *心理科学进展*, 26(5), 859–871.]
- Luo, J., Wang, P., Li, Z., Cao, W., Liu, H., Meng, L., & Sun, J. (2021) Health Anxiety and Its Correlates in the General Chinese Population During the COVID-19 Epidemic. *Frontiers in Psychiatry*, 12, 743409.
- MacLeod, C., & Mathews, A. (2012). Cognitive bias modification approaches to anxiety. *Annual Review of Clinical Psychology*, 8(1), 189–217.
- Mahase, E. (2020). China coronavirus: who declares international emergency as death toll exceeds 200. *British Medical Journal*, 368: m408.
- Main, A., Zhou, Q., Ma, Y., Luecken, L. J., & Liu, X. (2011). Relations of SARS-related stressors and coping to Chinese college students' psychological adjustment during the 2003 Beijing SARS epidemic. *Journal of Counseling Psychology*, 58(3), 410–423.
- Mathews, A., & Mackintosh, B. (2000). Induced emotional interpretation bias and anxiety. *Journal of Abnormal Psychology*, 109(4), 602–615.
- Mcmanus, F., Surawy, C., Muse, K., Vazquez-Montes, M., & Williams, J. M. G. (2012). A randomized clinical trial of mindfulness-based cognitive therapy versus unrestricted services for health anxiety (hypochondriasis). *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 80(5), 817–828.
- Menne-Lothmann, C., Viechtbauer, W., Höhn, P., Kasanova, Z., Haller, S. P., Drukker, M., van Os, J., Wichers, M., & Lau, J. Y. F. (2014). How to boost positive interpretations? A meta-analysis of the effectiveness of cognitive bias modification for interpretation. *PLoS ONE*, 9(6), e100925.
- Midi, H., & Bagheri, A. (2010). Robust multicollinearity diagnostic measure in collinear data set. In *Proceedings of the 4th international conference on applied mathematics, simulation, modeling* (pp. 138–142). World Scientific and Engineering Academy and Society.
- Mobini, S., Mackintosh, B., Illingworth, J., Gega, L., Langdon, P., & Hoppitt, L. (2014). Effects of standard and explicit cognitive bias modification and computer-administered cognitive-behaviour therapy on cognitive biases and social anxiety. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 45(2), 272–279.
- Morriss, R., Patel, S., Malins, S., Guo, B., Higton, F., James, M., Wu, M., Brown, P., Boycott, N., Kaylor-Hughes, C., Morris, M., Rowley, E., Simpson, J., Smart, D., Stubley, M., Kai, J., & Tyrer, H. (2019). Clinical and economic outcomes of remotely delivered cognitive behaviour therapy versus treatment as usual for repeat unscheduled care users with severe health anxiety: A multicentre randomised controlled trial. *BMC Medicine*, 17(1), 16.
- Nieto, I., & Vazquez, C. (2021). Disentangling the mediating role of modifying interpretation bias on emotional distress using a novel cognitive bias modification program. *Journal of Anxiety Disorders*, 83, 102459.

- Olatunji, B. O., Kauffman, B. Y., Meltzer, S., Davis, M. L., Smits, J. A. J., & Powers, M. B. (2014). Cognitive-behavioral therapy for hypochondriasis/health anxiety: A meta-analysis of treatment outcome and moderators. *Behaviour Research and Therapy*, 58, 65–74.
- Ren, Z., Zhao, Z., Yu, X., Zhang, L., & Li, X. (2021). Modification of hostile interpretation bias and self-reported aggression in juvenile delinquents: A randomized controlled trial. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 21(2), 100226.
- Ren, Z., Lai, L., Yu, X., Li, S., Ruan, Y., Zhao, L. (2016). Meta-analysis on CBM for anxiety disorder: effect sizes, moderators and mediation. *Advances in Psychological Science*, 24(11), 1690–1711. [任志洪, 赖丽足, 余香莲, 李松蔚, 阮怡君, 赵陵波. (2016). 焦虑障碍的认知偏向矫正元分析:效果量,影响因素及中介检验. *心理科学进展*, 24(11), 1690–1711.]
- Ren, Z., Li, X., Zhao, L., Yu, X., Li, Z., Lai, L., et al. (2016). Effectiveness and mechanism of internet-based self-help intervention for depression: The Chinese version of MoodGYM. *Acta Psychologica Sinica*, 48(7), 818–832. [任志洪, 李献云, 赵陵波, 余香莲, 李政汉, 赖丽足等. (2016). 抑郁症网络化自助干预的效果及作用机制——以汉化 moodgym 为例. *心理学报*, 48(7), 818–832.]
- Ren, Z., Zhao, C., Bian, C., Zhu, W., Jiang, G., Zhu, Z. (2019). Mechanisms of the Acceptance and Commitment Therapy: A meta-analytic structural equation model. *Acta Psychologica Sinica*, 51(6), 662–676. [任志洪, 赵春晓, 卞诚, 朱文臻, 江光荣, 祝卓宏. (2019). 接纳承诺疗法的作用机制——基于元分析结构方程模型. *心理学报*, 51(6), 662–676.]
- Rief, W., Hiller, W., & Margraf, J. (1998). Cognitive aspects of hypochondriasis and the somatization syndrome. *Journal of Abnormal Psychology*, 107(4), 587–595.
- Rios, K., Sosa, N., & Osborn, H. (2018). An experimental approach to Intergroup Threat Theory: Manipulations, moderators, and consequences of realistic vs. symbolic threat. *European Review of Social Psychology*, 29(1), 212–255.
- Rogosa, D. R., Brandt, D., & Zimowski, M. (1982). A growth curve approach to the measurement of change. *Psychological Bulletin*, 92, 726–748.
- Rozenman, M., Gonzalez, A., Logan, C., & Goger, P. (2020). Cognitive bias modification for threat interpretations: Impact on anxiety symptoms and stress reactivity. *Depression and Anxiety*, 37(5), 438–448.
- Salemink, E., van den Hout, M., & Kindt, M. (2010). How does cognitive bias modification affect anxiety? Mediation analyses and experimental data. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, 38(1), 59–66.
- Salkovskis, P. M., Rimes, K. A., Warwick, H. M. C., & Clark, D. M. (2002). The health anxiety inventory: Development and validation of scales for the measurement of health anxiety and hypochondriasis. *Psychological Medicine*, 32(5).
- Schulz, K. F., Altman, D. G., Moher, D., & for the CONSORT Group. (2010). CONSORT 2010 Statement: Updated guidelines for reporting parallel group randomised trials. *BMJ*, 340(mar23 1), c332–c332.
- Selig, J. P., & Preacher, K. J. (2009). Mediation models for longitudinal data in developmental research. *Research in human development*, 6(2-3), 144–164.
- Sørensen, P., Birket-Smith, M., Wattar, U., Buemann, I., & Salkovskis, P. (2011). A randomized clinical trial of cognitive behavioural therapy versus short-term psychodynamic psychotherapy versus no intervention for patients with hypochondriasis. *Psychological Medicine*, 41(2), 431–441.
- Spitzer, R. L., Kroenke, K., Williams, J. B. W., & Löwe, B. (2006). A brief measure for assessing generalized anxiety disorder: The GAD-7. *Archives of Internal Medicine*, 166(10), 1092.
- Taylor, S., & Asmundson, G. J. G. (2004). *Treating health anxiety: A cognitive-behavioral approach*. Guilford Press.
- Tolgou, T., Rohrmann, S., Stockhausen, C., Krampen, D., Warnecke, I., & Reiss, N. (2018). Physiological and psychological effects of imagery techniques on health anxiety. *Psychophysiology*, 55(2), e12984.
- Tyrer, P. (2020). COVID-19 health anxiety. *World Psychiatry*, 19(3), 307–308.
- Tyrer, P., Cooper, S., Salkovskis, P., Tyrer, H., Crawford, M., Byford, S., Dupont, S., Finnis, S., Green, J., McLaren, E., Murphy, D., Reid, S., Smith, G., Wang, D., Warwick, H., Petkova, H., & Barrett, B. (2014). Clinical and cost-effectiveness of cognitive behaviour therapy for health anxiety in medical patients: A multicentre randomised controlled trial. *The Lancet*, 383(9913), 219–225.

- van Teffelen, M., Lobbestael, J., Voncken, M., Cougle, J., & Peeters, F. (2021). Interpretation bias modification for hostility: A randomized clinical trial. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 89(5), 421–434.
- von Soest, T., & Hagtvet, K. A. (2011). Mediation analysis in a latent growth curve modeling framework. *Structural Equation Modeling*, 18(2), 289–314.
- Visser, S., & Bouman, T. K. (2001). The treatment of hypochondriasis: Exposure plus response prevention vs cognitive therapy. *Behaviour Research and Therapy*, 39(4), 423–442.
- Walker, J., Vincent, N., Furur, P., Cox, B., & Kevin Kjernisted. (1999). Treatment preference in hypochondriasis. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 30(4), 251–258.
- Weck, F., Gropalis, M., Hiller, W., & Bleichhardt, G. (2015). Effectiveness of cognitive-behavioral group therapy for patients with hypochondriasis (health anxiety). *Journal of Anxiety Disorders*, 30, 1–7.
- Weck, F., Neng, J. M. B., Richtberg, S., Jakob, M., & Stangier, U. (2015). Cognitive therapy versus exposure therapy for hypochondriasis (health anxiety): A randomized controlled trial. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 83(4), 665–676.
- Weck, F., Neng, J. M. B., Schwind, J., & Höfling, V. (2015). Exposure therapy changes dysfunctional evaluations of somatic symptoms in patients with hypochondriasis (health anxiety). A randomized controlled trial. *Journal of Anxiety Disorders*, 34, 1–7.
- Williams, P. G. (2004). The psychopathology of self-assessed health: A cognitive approach to health anxiety and hypochondriasis. *Cognitive Therapy and Research*, 28(5), 629–644.
- Woud, M. L., Wittekind, C. E., & Würtz, F. (2022). Cognitive bias modification bei symptomen der posttraumatischen belastungsstörung. *Verhaltenstherapie*, 1–9.
- Yan, Z., Witthöft, M., Bailer, J., Diener, C., & Mier, D. (2019). Scary symptoms? Functional magnetic resonance imaging evidence for symptom interpretation bias in pathological health anxiety. *European Archives of Psychiatry and Clinical Neuroscience*, 269(2), 195–207.
- Yang, R., Cui, L., Li, F., Xiao, J., Zhang, Q., & Oei, T. P. S. (2017). Effects of cognitive bias modification training via smartphones. *Frontiers in Psychology*, 8, 1370.
- Yuan, Y., & Zhang, Y. (2013). Health anxiety of patients with chronic disease and its influencing factors. *The 16th National Academic Congress of Psychology*. 2263–2264. [袁勇贵, 张钰群. (2013). 慢性病患者的健康焦虑及其影响因素研究. 第十六届全国心理学学术会议. 2263–2264.]
- Zhang, F., Huang, C., Mao, X., Hou, T., Sun, L., Zhou, Y., & Deng, G. (2021). Efficacy of the Chinese version interpretation bias modification training in an unselected sample: A randomized trial. *PLOS ONE*, 16(7).
- Zhang, Y., Liu, R., Li, G., Mao, S., & Yuan, Y. (2015). The reliability and validity of a Chinese-version short health anxiety inventory: An investigation of university students. *Neuropsychiatric Disease and Treatment*, 11, 1739–1747.

Internet-based cognitive bias modification of interpretation in health anxiety: A randomized controlled trial

Du Xiayu, Lai Lizu, Shi Congrong, Guo Zihan, Han Jing, Zhang Tao, Ren Zhihong

(Key Laboratory of Adolescent Cyberpsychology and Behavior (CCNU), Ministry of Education; School of Psychology, Central China Normal University; Key Laboratory of Human Development and Mental Health of Hubei Province, Wuhan 430079, China)

Abstract

Health anxiety, characterized by excessive fear and worry about one's health, is closely linked to interpretation bias as outlined in the comprehensive model of health anxiety. Research suggests that individuals with health anxiety

often exhibit catastrophizing interpretations, and mitigating these interpretations can alleviate health anxiety symptoms. This study aims to examine the effects of internet-based cognitive bias modification of interpretation (iCBM-I) training on health anxiety, catastrophizing interpretation, anxiety, and depression symptoms. It also explores the longitudinal mediating mechanism of catastrophizing interpretation, providing insights for internet-based interventions for health anxiety.

In this randomized controlled trial, 228 participants with health anxiety (Short Health Anxiety Inventory [SHAI] scores ≥ 15) were randomly assigned to an iCBM-I group (100% positive feedback, $N = 76$), an attention control group (50% positive and 50% negative feedback, $N = 76$), or a wait-list control group ($N = 76$). Participants in the iCBM-I and attention control groups completed internet-based tasks over 12 days (one session every three days, totaling four sessions). Health anxiety, catastrophizing interpretation, anxiety, and depression were measured at pre-treatment, post-treatment, and a one-month follow-up to assess the immediate and long-term effects of the iCBM-I program.

The intent-to-treat principle was employed, and the generalized linear mixed model analyzed the intervention effects. Two-factor analysis of variance and hierarchical regression examined the moderating effects of demographic and baseline symptom variables. Additionally, the parallel development latent growth curve model analyzed the longitudinal mediating effect of catastrophizing interpretation.

Results indicated that the iCBM-I group with 100% positive feedback showed significant immediate effects on reducing catastrophizing interpretation, anxiety, and depression symptoms compared to the wait-list group. One-month follow-up results revealed significant effects on health anxiety, catastrophizing interpretation, anxiety, and depression. Marital status, baseline health anxiety symptoms, and catastrophizing interpretation moderated the iCBM-I intervention effects, with catastrophizing interpretation serving as a longitudinal mediator.

This study developed an iCBM-I self-help intervention mini-program for health anxiety, demonstrating its feasibility, efficacy, and psychological mechanisms. The findings provide empirical support for cognitive theories of emotion and offer a novel perspective for networked interventions in health anxiety. Future research should consider integrating "top-down" and "bottom-up" combined intervention therapies to further investigate their effects and mechanisms in health-anxious individuals.

Keywords health anxiety, cognitive bias modification of interpretation, randomized controlled trials, latent growth curve model, longitudinal mediation

附录

附录 1: CONSORT 声明

附表 1 2010 年版 CONSORT 声明——报告平行组随机试验的项目核查单

段落/标题	条目号	核查单条目描述	页码
标题和摘要			
	1a	文题中能确认是随机化的试验	p1
	1b	用结构式摘要概括试验设计、方法、结果和结论	p1
引言			
背景和目的	2a	研究课题的科学背景和原理的解释	p2-4
	2b	研究课题的特定目的或假设	p5
方法			
试验设计	3a	描述包括分配比例的试验设计（例如平行设计、析因设计）	p5
	3b	试验启动后方法上的重要改变及理由（例如合格标准）	NA
受试者	4a	参加者的合格标准	p5
	4b	资料收集的环境和地点	p5
干预方法	5	各组干预措施的详细情况以及实际实施的方法和时间，以便重复试验	p6-8
结局指标	6a	明确定义事先确定的主要和次要结局指标，包括测评的方法和时间	p5-6
	6b	试验启动后试验结局的任何改变及理由	NA
样本量	7a	样本量是如何确定的	p5
	7b	进行任何的中期分析都应给予解释，并给出终止试验的原则	NA
随机序列生成	8a	用于产生随机分配顺序的方法	p8
	8b	随机化类型，任何限定细节（例如区组化和各区组样本大小）	p8
分配隐藏	9	用于实施随机分配顺序的方法（例如按顺序编号的容器），说明分配干预之前所采取隐藏顺序的步骤	p8
实施	10	谁产生的分配顺序，谁入选的受试者，谁将受试者分到各干预组	p8
盲法	11a	如果使用了盲法，分配干预后谁处于盲态（例如受试者、保健提供者和结局评估者）	p8
	11b	描述干预的相似性情况	p6-7
统计学方法	12a	用于比较各组主要和次要结局的统计学方法	p8-9
	12b	额外分析方法，例如亚组分析和校正分析	p9
结果			
受试者纳入流程	13a	每组被随机分配、接受预期处理及分析主要结局的人数	p7-8
	13b	每组随机化后丢失和剔除的情况及理由	NA
招募情况	14a	用日期来明确招募和随访的时间	p7-8
	14b	为什么试验结束了或者暂停了下来	NA
基线数据	15	用表格显示各组的基线人口统计学资料和临床特征	p25-26

讨论	纳入分析的受试者数量	16	分析每次纳入到各组的受试者例数（分母），而不管是否用了原来的分组	p25-26
	结局和效应估计	17a	各组每一个主要和次要结局结果、估计的效应大小及其精度（例如 95% 置信区间）	p9-12
		17b	对两分类的结局，推荐绝对的和相对的效应大小两者兼用	p9-12
	辅助分析	18	报告所进行的任何其他分析，包括亚组分析、校正分析，并区分开哪些是预定的？哪些是探索性的？	p12-14
	不良反应	19	每组所有的重要危害或非预期的效应	NA
	局限性	20	试验的局限性，说明潜在偏倚、不够准确的来源，可能还有分析的多样性	p16-17
	可推广性	21	试验结果的可推广性（外部有效性、适用性）	p16
	解释	22	给出与结果一致的解释，在受益和伤害间进行平衡，考虑其他的相关证据	p14-16
	其他信息			
	注册	23	试验注册的注册号和名称	p5
其他信息	研究方案	24	需要时在哪里可以获取完整的试验方案	p5
	基金资助	25	资助的来源和其他的支持（例如药品供应），资助者的作用	NA

附录 2：样本基本特征表

附表 2 样本基本特征

变量	干预组(<i>n</i> =76)		控制组 (<i>n</i> =76)		等待组 (<i>n</i> =76)		总计 (<i>n</i> =228)		<i>F/χ²</i>	<i>p</i>
	<i>M/N</i>	<i>SD/%</i>	<i>M/N</i>	<i>SD/%</i>	<i>M/N</i>	<i>SD/%</i>	<i>M/N</i>	<i>SD/%</i>		
年龄	22.38	4.026	22.42	3.685	23.37	4.230	22.72	3.995	1.493	0.227
性别									1.826	0.401
男	28	36.8%	33	43.4%	25	32.9%	86	37.7%	v	
女	48	63.2%	43	56.6%	51	67.1%	142	62.3%		
常住地									0.058	1.000
农村	14	18.4%	15	19.7%	14	18.4%	43	18.9%		
城市	57	75.0%	56	73.7%	57	75.0%	170	74.6%		
郊区	5	6.6%	5	6.6%	5	6.6%	15	6.6%		
受教育程度									15.085	0.020
高中及以下	3	3.9%	2	2.6%	1	1.3%	6	2.6%		
大专	8	10.5%	7	9.2%	3	3.9%	18	7.9%		

	本科	56	73.7%	58	76.3%	48	63.2%	162	71.1%		
	硕士及以上	9	11.8%	9	11.8%	24	31.6%	42	18.4%		
婚姻状况										0.427	0.980
	已婚/同居	5	6.6%	4	5.3%	5	6.6%	14	6.1%		
	恋爱中	24	31.6%	26	34.2%	27	35.5%	77	33.8%		
	单身	47	61.8%	46	60.5%	44	57.9%	137	60.1%		
工作状态										8.339	0.214
	全职工作	18	23.7%	18	23.7%	20	26.3%	56	24.6%		
	兼职工作	5	6.6%	4	5.3%	1	1.3%	10	4.4%		
	无稳定工作	2	2.6%	0	0	5	6.6%	5	3.1%		
	在校学生	51	67.1%	54	71.1%	50	65.8%	155	68.0%		
收入状况										5.437	0.489
	完全满足	10	13.2%	14	18.4%	13	17.1%	37	16.2%		
	基本满足	52	68.4%	51	67.1%	53	69.7%	156	68.4%		
	基本不满足	10	13.2%	9	11.8%	4	5.3%	23	10.1%		
	完全不满足	4	5.3%	2	2.6%	6	7.9%	12	5.3%		
基线症状											
	SHAI	27.93	8.53	28.79	9.95	28.25	8.75	28.32	9.07	0.172	0.842
	CABAH	36.91	6.07	37.49	6.40	33.36	6.31	35.92	6.50	9.702	< 0.001
	PHQ-9	18.96	4.95	19.67	5.71	19.61	4.97	19.41	5.21	0.429	0.651
	GAD-7	15.62	4.50	15.75	4.72	16.14	4.66	15.84	4.61	0.266	0.766

附录 3：干预效果的影响因素分析表

附表 3.1 人口学分类变量与组别的方差分析

变量	<i>F</i>	<i>df</i>	<i>p</i>
性别	2.158	(1, 220)	0.143
组别	5.313	(2, 220)	0.006
性别*组别	1.247	(2, 220)	0.290

常住地	1.057	(2, 217)	0.349
组别	4.585	(2, 217)	0.011
常住地*组别	0.345	(2, 217)	0.847
受教育程度	1.244	(2, 218)	0.290
组别	2.526	(2, 218)	0.082
受教育程度*组别	0.414	(2, 218)	0.798
婚姻状况	0.213	(2, 217)	0.808
组别	6.529	(2, 217)	0.002
婚姻状况*组别	1.959	(2, 217)	0.102
工作状况	0.133	(2, 217)	0.876
组别	1.890	(2, 217)	0.154
工作状况*组别	1.965	(4, 217)	0.101
收入状况	0.691	(2, 217)	0.502
组别	4.304	(2, 217)	0.015
收入状况*组别	1.429	(4, 217)	0.225

注：因变量为健康焦虑改变量的残差值。

附表 3.2 年龄、症状基线水平与组别的分层回归分析

变量	β	t	ΔR^2	F
第一步			0.007	0.808
受教育程度	0.047	-0.168		
CABAH 基线水平	0.073	1.098		
第二步			0.051	2.719*
D1	0.229	3.041**		
D2	0.011	0.139		
年龄	-0.038	-0.574		
第三步			0.003	2.029
D1×年龄	-0.072	-0.789		
D2×年龄	-0.059	-0.619		

第一步			0.002	0.410
	受教育程度	0.043	0.640	
第二步			0.054	3.326*
	D1	0.229	3.047	
	D2	0.007	0.093	
	CABAH 基线水平	0.037	0.544	
第三步			0.021	3.091**
	D1×CABAH 基线水平	0.017	0.178	
	D2×CABAH 基线水平	0.197	2.006*	
第一步			0.007	0.808
	受教育程度	0.047	0.703	
	CABAH 基线水平	0.073	1.098	
第二步			0.051	2.709*
	D1	0.230	3.052**	
	D2	0.014	0.177	
	SHAI 基线水平	-0.042	-0.533	
第三步			0.054	3.955***
	D1×SHAI 基线水平	0.070	0.715	
	D2×SHAI 基线水平	0.311	3.405**	
第一步			0.007	0.808
	受教育程度	0.047	0.703	
	CABAH 基线水平	0.073	1.098	
第二步			0.085	4.492**
	D1	0.230	3.105**	
	D2	-0.014	-0.175	
	GAD-7 基线水平	0.198	2.949	
第三步			0.054	3.955***
	D1×GAD-7 基线水平	0.061	0.658	

	D2×GAD-7 基线水平	0.126	1.351		
第一步				0.007	0.808
	受教育程度	0.047	0.703		
	CABAH 基线水平	0.073	1.098		
第二步				0.075	3.984***
	D1	0.220	2.957		
	D2	-0.019	-0.237		
	PHQ-9 基线水平	0.169	2.510*		
第三步				0.011	3.209***
	D1×PHQ-9 基线水平	0.050	0.505		
	D2×PHQ-9 基线水平	0.140	1.536		

注：因变量为健康焦虑改变变量的残差值；* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$ 。

附录 4：微信小程序页面示例

